

税再配分と特別税によるCVM評価額の比較

—— 米国における地下水の保全価値への適用 ——

矢部光保, ジョン C. バーグストローム*, ケビン J. ボイル**

- | | |
|----------------|-------------------------|
| 1. 序 | (2) 質問票の設計と仮想的住民投票 |
| 2. 理論分析 | (3) CVM調査の実施概要 |
| (1) 厚生測度の定義 | 4. 結果と考察 |
| (2) 厚生測度の比較 | (1) 特別税と税再配分による評価額の比較分析 |
| (3) 所得の効果 | (2) 推計モデルによる比較分析 |
| 3. CVM調査の設計と実施 | (3) 考察 |
| (1) 調査地域の概況 | 5. 結 語 |

1. 序

実証分析の背景となる米国における地下水利用について概観すれば、米国では人口の51%が地下水を飲料水として利用しており、地方に行くほどこの割合は高くなっている⁽¹⁾。1988年から90年にかけて米国環境保護庁(EPA)が行った全米50州、586井戸のサンプル調査では、公共井戸の10.4%、個人井戸の4.2%から農薬が検出されており、有害物質を含む地下水の利用者は450万人に上ると推定されている⁽²⁾。このような社会的背景のもと、地下水保全を適切に行うために、その保全価値をコンティンジェント評価法(contingent valuation method; 以下CVM)で評価する研究がおこなわれている⁽³⁾。

CVMとは、1980年代以降、ヘドニック価格法や旅行費用法とともに、急速な進歩を遂げてきた環境価値の評価手法の一つであり、アンケート調査を用いる手法である。アンケート調査では、仮想的な状況を設定し、改善された状況を得る(あるいは悪化した状況を避ける)ために支払ってもよいと考える最大金

* ジョージア大学農業環境科学部

** メーン大学資源経済政策学部

額として定義される支払意志額 (willingness to pay; 以下 *WTP*)、又は悪化した状況を受忍する (あるいは改善された状況を見逃す) ために必要な最小の補償金額として定義される補償受容額 (willingness to accept compensation; 以下 *WTA*) を質問することにより、環境価値を推計する⁽⁴⁾。

このような *CVM* 調査が、地下水汚染防止費用の負担者を、特定の発生者ではなく一般家計と想定して実施されてきた前提条件としては、次の点が挙げられる。すなわち、第1に、地下水汚染は様々な要因によって発生するため、汚染者を発見して、汚染物質の流出・廃棄量を特定することが困難であるため、家計をまずはその負担者としたこと。第2に、一般家庭の浄化槽等から漏れた汚水も汚染源の一つであること。第3に、特定された汚染者に費用を負担させるにしても、一般家計の地下水保全価値を知ることにより、効率的な費用負担水準を知ることができること。このような観点から、一般家計が費用を負担する状況 (例えば、特別税) を想定した調査が行われて来たと考えられる。

この *CVM* による評価額には様々なバイアスが生じることが知られてきているが、バイアスの原因を特定して理論的・実証的に解明し、その解決策を提示してきたことが、*CVM* 発展の一つの原動力となっている。例えば、フリー・ライダー問題に対処するために、自由に評価額を記入する (open-ended) *OE-CVM* にかわり、提示額に対して Yes/No で答える (dichotomous choice) *DC-CVM* が開発されたことは *CVM* の歴史にとって大きな進展であった。バイアスの原因の一つとして、特別税、基金、入場料、水道料金等の支払形態によって同じ環境変化でも *CVM* による評価額が少なからず異なることが指摘されてきている⁽⁵⁾。このような支払形態にともなうバイアスについて、Mitchell and Carson ([30], p.237) は質問票の文脈的差異を問題にしたが、実は、支払形態による厚生測度の差異によっても評価額は異なるのである。

ここで、米国商務省海洋大気局 (NOAA) による CV パネルの報告書 (Arrow *et al.* [11]) を見ると、評価の質問は住民投票で賛否を問う形式が望ましいと述べられている。この住民投票については、我が国でも市民からの意思表示として近年よく見受けられるようになってきている。住民投票を *CVM* の文脈に置き

換えて支払形態を想定すれば、ある仮想的な施策の財源として特別税が必要であるとして、その賛否を回答者に問うことになる⁽⁶⁾。このような特別税は CVM で広く採用されているが、これとともに一度納められた税金の中から、どの程度の金額をその施策に振りあててを質問する形態、すなわち税再配分という支払形態もしばしば見受けられる方式である⁽⁷⁾。そこで、本稿では税再配分について厚生測度を定義し、地下水の保全価値評価という実証的研究において、特別税と税再配分とによる評価額を比較し、理論が予想した内容を検証する。

2においては、税再配分と特別税を理論的側面から比較するために、両者の厚生測度を定義し、両者が異なるときの条件を公共財に対する補償限界支払意志額、つまり、仮想価格を用いて明らかにする。これより、平均して公共財の仮想価格が実際の価格より小さいとき、言い換えれば、平均して追加的可処分所得の限界効用の方が追加的公共財の限界効用よりも大きいとき、税再配分の評価額は特別税のそれよりも大きくなることを示す。また、所得の効果は特別税では正であるが、税再配分では正・負いずれの場合も存在することを導き、その条件を明らかにする。

3では、調査地域に選定した米国南東部のジョージア州ドーティ郡と北東部のメイン州アールストック郡の概況、CVM 調査の設計と質問票について説明する。

4では、実証分析の結果を示す。すなわち、理論モデルだけでは予測できなかった評価額の差異の程度について、税再配分による評価額は特別税よりも約2倍大きな値が得られたこと、トービットモデルによる付け値関数の推定係数は期待される符号条件と統計的に有意な水準で一致したこと、税再配分の付け値関数において所得の効果は正ではなかったことを明らかにする。

5では、本研究の評価額と EPA が今後 20 年をかけて行う予定の上水道の汚染物質除去費用とを比較する。

6では、本研究を要約するとともに、残された課題について検討する。最後に、金額評価設問に関する質問票を付録に付けておく。

注(1) 地域水道 (community water system) の 81%, 20 万の非地域水道 (学校、公園、そ

- して小規模施設)の95%は地下水を利用している。また、量的側面を見ると、地下水汲み上げ量の63%が灌漑用、19%が飲料用、18%が産業用である(U.S.EPA [38])。
- (2) 地下水の水質については比較的良好であるが、有害物質の含まれている地域も多数残されている。汚染の原因としては、地下貯蔵タンクや汚水浄化槽からの漏れ、産業廃棄物からの汚染物質流出などの他に農業生産活動も挙げられ、重金属、石油化合物と並んで硝酸塩や農薬も汚染物質として指摘されている(U.S.EPA [38])。肥料・農薬成分が井戸から検出され始めたのは1970年代からであるが、1988年には25州から46種類の農薬が検出されている(Williams *et al.* [40])。また、米国地質調査所の報告によれば、農業地帯の21%の井戸は、人間の健康を守るため、汚染の上限とされる硝酸塩の最大含有水準(MCL)を超えているという(ERS/USDA [21])。
- (3) CVMによる飲料水の価値評価研究としては、Bergstrom *et al.* [12], Crutchfield *et al.* [17], Edwards [20], Jordan and Elnagheeb [28], Powell [32], Shultz and Lindsay [33], Sun *et al.* [35] 等が挙げられる。また、これらのサーベイ論文としては、Boyle *et al.* [14] を参照のこと。
- (4) CVMに関する解説書としては、Cummings *et al.* [18], Mitchell and Carson [30], 藤本[2], 栗山[4] を参考のこと。
- (5) 支払形態による評価額の差異を、厚生測度の視点から検討すれば、評価対象となっている財の需要量を家計が決定できるか否かによって、大きく二つのカテゴリーに分けられる。第1は、特別税、基金等の支払形態であり、通常、支払形態として採用した財の需要量を家計が調整して購入することはないために、単純に環境改善と引き替えに可処分所得が減少すると見なされ、環境価値の変化は補償余剰や等価余剰で評価される。第2は、入場料、単位当たりの水道・ガス料金等などの支払形態で、需要量を家計が決定できる場合であり、対象となっている財の価格変化で環境価値を評価すると、総支払額は需要量の調整によって変化する。そのため、その財の需要量を固定し価格変化で環境価値を評価すれば、財の性質によって評価の厚生測度は補償余剰や等価余剰と異なる場合がある(矢部[9])。さらに、本稿で分析する税再配分はこれらとも異なる、第3の厚生測度である。なお、支払形態の問題については、Rowe *et al.* [31], Brookshire *et al.* [15] も参照のこと。
- (6) 我が国では可処分所得に対する「特別税」よりも「基金」という支払形態が、広く環境価値評価において用いられてきている。その理由としては、特別税も基金も厚生測度としては同じであるが、基金の方が特別税よりも心理的拒絶反応が少ないと考えられるからである。しかしながら、基金の場合には強制力が少ないため、特別税よりもフリー・ライダー問題が生じやすいと考えられる。
- (7) 税再配分という支払形態を採用した研究としては、第4次土地改良長期計画の便益を評価した茅野[1]がある。質問票作成に当たっては筆者も参加し、税金とその用途別配分額を参照金額として与え、国民1人当たりの税金569,200円は変わらないとして、

現行の 7,400 円に代わる農業農村整備事業として支出しても良いと思われる金額を 0 円～2 万円以上の 14 区分の中から選択する質問をした。これにより、平均 1 人当たり税負担額 11,077 円を求め、第 4 次長期計画の事業費約 53 兆円を推計した。

なお、評価対象のために支出された税金が納税者に戻された後、WTP を質問した CVM 研究としては、全国農林地の公益的機能を評価した吉田・木下・合田〔7〕の研究がある。この研究では、費用は「税金や基金への寄付などによりまかなわれる」とし、「公益的機能への支払いに対する予算制約」を「税引後の可処分所得ではなく、税込み所得」と想定して質問をしている。また、税金が一度戻されたという想定の下での厚生測度に関する理論的・実証的分析については、ゴミ処理価値を評価した佐藤・矢部・山村〔5〕の研究もある。

2. 理論分析

ここでは、特別税で評価された厚生測度と税再配分で評価された厚生測度とは、同一のものであるのか否か。もし、両者が異なるのであれば、どのような点で異なるのか。また、税再配分の場合、果たして所得要因は正の効果をもつのか否か。持たないとすれば、いかなる理由から持たないのか。これらについて明らかにする。

(1) 厚生測度の定義

本稿では、次のような仮定をおく。

[仮定Ⅰ：所得調整と課税に関する仮定]

市場財購入にあてられる家計の可処分所得 m^* は、社会的再配分後の所得 m から公共財生産の財源となる課税部分を控除したものとし、 $m^* = m - z$ で表されると仮定する。ただし、 z は多数の公共財を一つの数量で表した合成公共財の家計当たり給付水準（地下水の水質保全計画を除く）であり、その価格は 1 とする⁽¹⁾。

[仮定Ⅱ：効用関数に関する仮定]

家計の効用関数 u は、 $u(x, q, z)$ で表されるとする。ただし、市場財・サービスのベクトルは、 $x = (x_1, \dots, x_n)$ であって水の使用量を含み、 q は地下水の水

質, z は合成公共財である。家計は, x の消費量は自由に決定できるが, 外生的に与えられる q と z の水準については調整できないとする。また, 効用関数 u は強い意味の準凹関数であって, x, q, z に関して2回連続微分可能であるとする。

以上のような仮定のもとに数量制約下での支出最小化問題は

$$\min \mathbf{p}\mathbf{x} + z \quad \text{subject to } u(\mathbf{x}, q, z) = u$$

と表せる。ここで, 市場財・サービスの価格ベクトルを $\mathbf{p} = (p_1, \dots, p_n)$ としている。

この最小化問題から得られる補償需要関数ベクトルを $\mathbf{x}^*(\mathbf{p}, q, z, u)$ で表すとき, 効用水準 u を達成する制約付き支出関数 e について

$$e = e(1, \mathbf{p}, q, z, u) = \mathbf{p}\mathbf{x}^*(\mathbf{p}, q, z, u) + z = e^*(\mathbf{p}, q, z, u) + z \quad (1)$$

なる関係が成り立つ。ただし, $e(1, \mathbf{p}, q, z, u)$ における1は z の価格を示しており, $e^*(\mathbf{p}, q, z, u)$ は市場財に対する最小支出関数であって, 支出関数は $(\mathbf{p}, u)$ について通常の特性を持ち, q について非逓増である。

次に, (1)式を z で偏微分すれば

$$\begin{aligned} \frac{\partial e}{\partial z} &= \frac{\partial e^*}{\partial z} + 1 \\ &= 1 - \pi(\mathbf{p}, q, z, u) \end{aligned} \quad (2)$$

なる関係を得る。ここで, $\partial e^* / \partial z$ は厚生変化が評価された点における無差別曲線の傾きを示しており, z の限界効用を所得の限界効用で除した値と等しくなり, π なる仮想価格 (virtual price) として解釈できることが一般に知られている⁽²⁾。そのため, $\partial e / \partial z$ という, 数量制約 z の限界的緩和によって得られる消費者の限界的価値が, z の実際価格1と仮想価格 π との差によって表されている。この π は, 導出過程からわかるように, z の給付水準のみならず, 水質 q , 市場財の諸価格 $\mathbf{p}$, その個人の効用水準 u , したがって所得水準にも依存している。そのため, ある消費者の公共財の仮想価格が実際価格に一致することはあるとしても, その保証は一般には存在しない。

また, 効用水準 u が与えられるならば, 公共財の増加は $\pi > 1$ のとき $\partial e / \partial z < 0$ より消費者の支出を減少させ, $\pi = 1$ のとき $\partial e / \partial z = 0$ より最小支出で所

与の効用水準を達成させ、 $\pi < 1$ のとき $\partial e / \partial z > 0$ より支出の増加をもたらす。この最後の場合、公共財はその消費者にとって過剰に供給されていることを意味している。

1) 補償余剰と等価余剰

以下では、特に断らない限り、単純化のために市場価格と所得 $(\mathbf{p}, m)$ を固定するが、固定しない場合についても容易にこの議論を拡張することができる。悪化した水質を q^1 とし、良好な水質を $q^0 (> q^1)$ とするとき、水質悪化防止のために他の用途に向けられている公共財の給付水準を z^1 から $z^0 (< z^1)$ に減少させる状況を想定する。このとき、可処分所得をそれぞれ、 $m_0^* = m - z^0$ 、 $m_1^* = m - z^1$ と表そう。

ここで、政府等が水質悪化防止措置を講じたとき、消費者は $(\mathbf{p}, q^0, z^0, m_0^*)$ なる [状況 0] に直面して効用水準は u^0 となり、政府等が何もしなければ消費者は $(\mathbf{p}, q^1, z^1, m_1^*)$ なる [状況 1] に直面して効用水準は u^1 になるとする。主観的厚生変化を客観的数値で表現するため、数量制約下での厚生変化の「貨幣的測度」として、「補償余剰」(compensating surplus; C) と「等価余剰」(equivalent surplus; E) なる概念が提示されており、それぞれ次のように定義されている。すなわち、補償余剰 (C) とは、状況 0 の効用水準 u^0 と等しくなるように、 $u^0 > u^1$ であれば家計に与えられる所得変化額 (望ましくない状況 1 を忍ぶための WTA に対応するもの) であり、 $u^0 < u^1$ であれば家計から取り去られる所得変化額 (望ましい状況 1 を得るための WTP に対応するもの) となる。等価余剰 (E) とは、状況 1 の効用水準 u^1 と等しくなるように、 $u^0 > u^1$ であれば家計から取り去られる所得変化額 (望ましい状況 0 を得るための WTP に対応するもの) であり、 $u^0 < u^1$ であれば家計に与えられる所得変化額 (望ましい状況 1 を見逃すための WTA に対応するもの) である。なお、本稿では以下、特に断わらない限り、 $u^0 > u^1$ を仮定して水質悪化防止の場合を中心に分析を進める。

これらの厚生測度は支出関数を用いて次のように定義できる。

$$C = e(1, \mathbf{p}, q^0, z^0, u^0) - e(1, \mathbf{p}, q^1, z^1, u^0) \quad (3a)$$

$$E = e(1, \mathbf{p}, q^0, z^0, u^1) - e(1, \mathbf{p}, q^1, z^1, u^1) \quad (3b)$$

ここで、 $u^0 > u^1$ の仮定から、上式より $C < 0$ であり、 $E < 0 < |E| < m^*$ となる。この C の絶対値は悪化した水質を受忍するための補償受容額（ WTA ）に、 E の絶対値は水質悪化防止するための支払意志額（ WTP ）に対応する⁽³⁾。 C と E は(1)を用いて次のようにも表すことができる。

$$C = e^*(p, q^0, z^0, u^0) - e^*(p, q^1, z^1, u^0) + z^0 - z^1 \quad (4a)$$

$$E = e^*(p, q^0, z^0, u^1) - e^*(p, q^1, z^1, u^1) + z^0 - z^1 \quad (4b)$$

(4a)、(4b)式の意味は、 C と E は市場財への支出額の変化と公共財への負担額の変化によって表されるということである。この関係を用いて、特別税と税再配分との厚生測度を比較する。

2) 特別税で評価された厚生測度

まず、税再配分の場合と比較する準備として、特別税の場合を検討しよう。このとき、公共財給付量は変化しない、つまり、 $z^0 = z^1$ を仮定する。この場合の厚生測度を C_s と E_s のように表記すれば、支出関数 e^* の差によって次のように各々表せることが知られている。

$$C_s = e^*(p, q^0, z^0, u^0) - e^*(p, q^1, z^0, u^0) \quad (5a)$$

$$E_s = e^*(p, q^0, z^1, u^1) - e^*(p, q^1, z^1, u^1) \quad (5b)$$

ただし、 $|C_s|$ は悪化した水質を忍ぶための WTA に対応して補償額を、 $|E_s|$ は水質悪化防止のための WTP に対応して支払ってもよい特別税を意味している。

この E_s を第1図で示そう。図で表現するために、 x は1要素のみでその価格を1とし、縦軸は x と所得 m 、横軸は公共財の給付水準 z とする。当初の位置は点 A にあり、家計の可処分所得は m^* であって、 z^1 、 x^1 、 q^1 を消費し効用水準 u^1 を得ている。効用水準が維持されるとき、 q の向上は x と z の消費量を減少させるから、無差別曲線は原点の方向にシフトする。公共財の給付水準が z^1 で固定されるならば、 q^1 から q^0 への水質向上は効用水準 u^1 の下で最適点を点 B に移動させるため、 $|E_s|$ は長さ AB で表される。

3) 税再配分で評価される厚生測度

次に、本論文で初めて定義された税再配分で評価される厚生測度を考えよう。公共財源の振り替えによって水質悪化防止計画が実施された場合、可処分所得

は変化しないから、(4a)(4b)の支出関数 e^* について次の関係が成り立つ。

$$m_0^* = e^*(\mathbf{p}, q^0, z^0, u^0) = e^*(\mathbf{p}, q^1, z^1, u^0) \quad (6a)$$

$$m_1^* = e^*(\mathbf{p}, q^0, z^0, u^1) = e^*(\mathbf{p}, q^1, z^1, u^1) \quad (6b)$$

この(6b)の第2辺と第3辺は、各々第1図の Cz^0 と Az^1 に対応している。(6a)における z^1 の給付水準は、状況0を参照して決定されるために、 z^0 の関数として解かれる。他方、(6b)では状況1を参照して z^0 の給付水準が決定されるため、 z^1 の関数として z^0 を解けば、それぞれ

$$z^1 = z_1^*(\mathbf{p}, q^0, q^1, z^0, u^0) \quad (7a)$$

$$z^0 = z_0^*(\mathbf{p}, q^0, q^1, z^1, u^1) \quad (7b)$$

を得る。厚生測度の変化を税再配分額によって評価するとき、 C に対応した厚生測度を補償的税再配分(compensating tax reallocation)と呼び C_T で表記し、 E に対応した厚生測度を等価的税再配分(equivalent tax reallocation)と呼び E_T で表記すれば、(4a)(6a)(7a)と(4b)(6b)(7b)を用いて次のように表される。

$$C_T = z^0 - z_1^*(\mathbf{p}, q^0, q^1, z^0, u^0) \quad (8a)$$

$$E_T = z_0^*(\mathbf{p}, q^0, q^1, z^1, u^1) - z^1 \quad (8b)$$

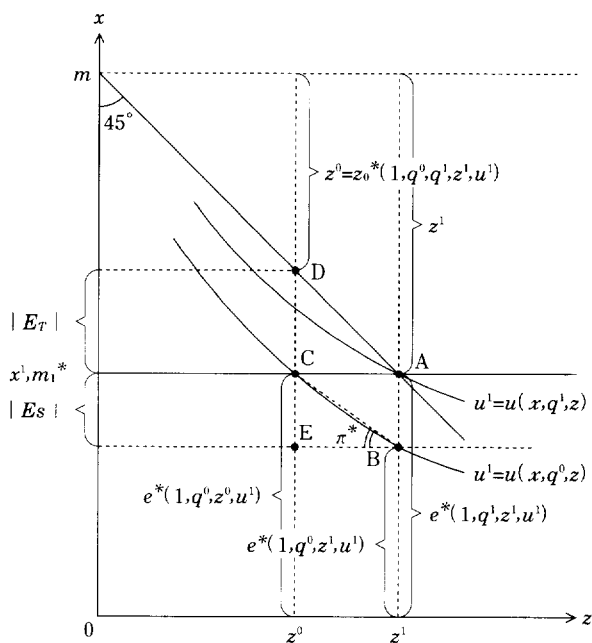
(8a)(8b)では、公共財の給付水準の差として環境価値の変化が評価されている。ここでは、 C_T 、 E_T とも負であるから、 $|C_T|$ は悪化した水質を受忍するための公共財給付の増加を貨幣タームで表したものであり、 $|E_T|$ は水質悪化防止のための税再配分額である。 $|E_T|$ を第1図で表せば長さCDとなり、これは公共財の給付水準の減少分を貨幣タームで表現したものである。

(2) 厚生測度の比較

以下では、論旨を明快にするために、等価余剰の場合についてのみ検討するが、補償余剰についても同様の結果を得ることができる。 E_T と E_s の差を(5b)(6b)(7b)(8b)を用いて整理すれば、

$$E_T - E_s = e^*(\mathbf{p}, q^0, z_0^*, u^1) - e^*(\mathbf{p}, q^0, z^1, u^1) + z_0^* - z^1$$

なる関係を得る。つまり、 E_T と E_s の差は、 q が q^0 で固定されたとき、 z の変化がもたらす等価余剰 E となっている。ここで、中間値の定理より、



第1図 税再配分によって評価された厚生測度

ある $\pi^* = \pi(\mathbf{p}, q^0, z^*, u^1)$ について

$$\pi(\mathbf{p}, q^0, z^1, u^1) < \pi(\mathbf{p}, q^0, z^*, u^1) < \pi(\mathbf{p}, q^0, z^0, u^1) \quad (9)$$

なる z^* が区間 $[z^0, z^1]$ において存在するから、(2)式を用いれば、

$$\begin{aligned} E_T - E_S &= \int_{z^0}^{z^1} (\partial e^*(\mathbf{p}, q^0, z, u^1) / \partial z + 1) dz \\ &= \int_{z^0}^{z^1} (1 - \pi(\mathbf{p}, q^0, z, u^1)) dz \\ &= (1 - \pi(\mathbf{p}, q^0, z^*, u^1)) E_T \end{aligned}$$

を得る。よって上式は、

$$E_S = \pi^* \cdot E_T$$

となる。したがって、 $E_T < 0, E_S < 0$ より

$$\pi^* \geq 1 \Leftrightarrow |E_S| \geq |E_T|$$

なる関係を得る⁽⁴⁾。この平均仮想価格 π^* は E_s と E_T の比である。以上の関係を第 1 図で示そう。無差別曲線 BC 上の点において z の減少にしたがって変化する仮想価格 π 、つまり接線の傾きについて、直線 BC の傾きと等しい接線が少なくとも一つは存在し、その傾きが π^* なのである。この場合、図から明らかに、 $|E_s| = \text{線分 CE} = \pi^* \times \text{線分 EB} = \pi^* \times |E_T|$ なる関係が成り立っている。ここで、例えば、 $\pi^* = 0.5$ のとき、つまり平均して公共財は可処分所得の半分の追加的限界効用しかないならば、 E_T は E_s の 2 倍の大きさとなる。

π^* が存在する範囲は (9) 式によって示されるが、その大きさは一般には決定できないので、もし消費者が公共財は過剰供給されていると認識しておれば $\pi^* < 1$ となるから、税再配分の方が特別税よりも評価額が大きくなる。また、公共財は過剰に供給されていると考えるならば、消費者は減税を要求するであろうし、水質汚染を認識しておれば、その減税分を水質保全に支出（税を再配分）することに快く同意するであろう⁽⁵⁾。他方、 $\pi^* > 1$ ならば、公共財は過少供給と消費者が認識している場合であるから、消費者にとって水質汚染を防止するための財源は特別税による方が利益がある。 $\pi^* = 1$ ならば、消費者にとって特別税も税再配分も無差別であるが、もし既存の公的サービスの維持が望まれば、特別税による水質汚染防止が要求されるであろう。ただし、この π^* の大きさについては、本節の理論的検討からは明らかではないので、3 で実証的分析を行うことにする。

(3) 所得の効果

1) 特別税評価額に及ぼす所得の効果

水質悪化防止の WTP として、 E_s に対する所得効果を検討しよう。McConnell [29] は環境改善の WTP に対する所得効果を明らかにした。また、Whitehead [39] は、筆者の見解によると、水質改善を見逃すための WTA を検討した⁽⁶⁾。その結果、環境改善の場合には、WTP たる C_s と WTA たる E_s において、評価対象の環境が上（中・下）級財の場合には、所得効果は正（ゼロ・負）であることが明らかにされている。

他方、本稿では環境悪化を防止するための WTP たる E_s を検討し、環境改善の場合と比較して、 E_s に対する所得効果はその符号条件が逆転すること、しかし、これを WTP で評価すると、再度符号条件が逆転して、 WTP で評価する限りは同様の所得効果が得られることを明らかにする。

まず、 $v(\cdot)$ を間接効用関数とし、両論文の導出手続に従い

$$E_s = e^*(\mathbf{p}, q^0, z^1, v(\mathbf{p}, q^1, z^1, m_1^*)) - m_1^*$$

について、所得 m で偏微分すれば、

$$\frac{\partial E_s}{\partial m} = \theta_q - 1 \geq 0 \quad (10)$$

なる関係を得る⁽⁷⁾。ただし、

$$0 < \theta_q = \frac{\partial e^*(\mathbf{p}, q^0, z^1, u^1) / \partial u^1}{\partial e^*(\mathbf{p}, q^1, z^1, u^1) / \partial u^1} \begin{cases} < 1 & q \text{ が上級財} \\ = 1 & q \text{ が中級財} \\ > 1 & q \text{ が下級財} \end{cases}$$

である。したがって、水質が悪化する場合の E_s について、もし水質 q が上級財であれば、効用の限界費用 $\partial e^* / \partial u^1$ は劣化した状態の方が大きいから、所得効果は負となる。もし、水質が下級財であれば、所得効果は正になる。また、水質が所得と関係がないか、あるいは、所得の限界効用が一定であれば、水質に対する所得効果はゼロである。以上の結果は、環境改善を得るための WTP たる C_s と比較して、符号条件が逆転している。

次に、 WTP との関連を検討すれば、 $E_s < 0$ より $WTP = -E_s$ である。したがって、水質悪化を防止するための WTP に対する所得効果は、水質が上(中・下)級財であれば、それぞれ正(ゼロ・負)となる。つまり、水質悪化防止のための $WTP (= -E_s)$ は、水質改善のための $WTP (= C_s)$ に対し、再逆転を通して符号条件が一致しているのである。

なお、水質悪化を受忍するための $WTA = -C_s$ に関する所得効果についても、同様の手続により、本稿で明らかにした $WTP = -E_s$ の場合と同一の符号条件であることがここで初めて確認することができる。

2) 税再配分評価額に及ぼす所得の効果

E_T に対する所得の効果をここで明らかにしよう。すなわち、(8b)について

E_T を m で偏微分すれば、 $\partial E_T / \partial m = \partial z_0^* / \partial m_1^*$ となる。次に、(6b) の第2辺と第3辺を $u^1 = v(\mathbf{p}, q^1, z^1, m_1^*)$ に注意して、 m で偏微分し整理すると

$$\begin{aligned} \frac{\partial E_T}{\partial m} &= \partial z_0^* / \partial m_1^* \\ &= \frac{\partial v(\mathbf{p}, q^1, z^1, m_1^*) / \partial m}{\partial e^*(\mathbf{p}, q^0, z^0, u^1) / \partial z_0^*} \left[\frac{\partial e^*(\mathbf{p}, q^1, z^1, u^1)}{\partial u^1} (1 - \theta_q) \right. \\ &\quad \left. - \frac{\partial e^*(\mathbf{p}, q^0, z_0^*, u^1)}{\partial u^1} (1 - \theta_z) \right] \end{aligned} \quad (11)$$

なる関係を得る。ただし、 $z_1 > z_0^*$ のとき

$$0 < \theta_z = \frac{\partial e^*(\mathbf{p}, q^0, z^1, u^1) / \partial u^1}{\partial e^*(\mathbf{p}, q^0, z_0^*, u^1) / \partial u^1} \begin{cases} < 1 & z \text{ が上級財} \\ = 1 & z \text{ が中級財} \\ > 1 & z \text{ が下級財} \end{cases}$$

であり、 $\partial v^1 / \partial m > 0$ 、 $\partial e^* / \partial z_0^* < 0$ 、 $\partial e^* / \partial u^1 > 0$ である。

まず、 q が上級財のとき、(11) 式の括弧内第1項は正である。括弧内第2項についてみると、 z が下級財または中級財であれば、 $(1 - \theta_z)$ は負またはゼロであるから $\partial E_T / \partial m$ は負となる。他方、 z が上級財であれば、 $(1 - \theta_z)$ は正であるから、

$$\frac{\partial E_T}{\partial m} \geq 0 \iff \frac{\partial e^*(\mathbf{p}, q^1, z^1, u^1)}{\partial u^1} (1 - \theta_q) \geq \frac{\partial e^*(\mathbf{p}, q^0, z_0^*, u^1)}{\partial u^1} (1 - \theta_z) \quad (12)$$

となる。つまり、所得の効果は、第1項の方が第2項より小さい・等しい・大きいとき、正・ゼロ・負となる。ただし、いずれの場合でも、第1項と第2項の効果が打ち消しあうために、実証分析においては、所得の推定係数は統計的に有意にならないという可能性が高いように思われる。この予測が果たして正しいか否か、次節で検討する。

次に q が中級財あるいは下級財の場合も同様に分析できる。したがって、水質 q と公共財 z がそれぞれ上級・中級・下級財であるとき組み合わせによって E_T に及ぼす所得の効果は、① q が上級財で z が中・下級財の場合、 q が中級財で z が下級財の場合、 $\partial E_T / \partial m$ は負、② q が中級財で z が上級財、 q が下級財で z が上・中級財の場合、 $\partial E_T / \partial m$ は正、③ q と z がともに中級財の場合には、 $\partial E_T / \partial m$ はゼロ、④ q と z がともに上級財か下級財の場合、 $\partial E_T / \partial m$ は正・ゼ

第1表 税再配分における所得の効果

環境財 ($1 - \theta_q$)	公共財 ($1 - \theta_z$)	環境悪化		環境改善	
		$E_T \cdot C_T$	$WTP \cdot WTA$	$E_T \cdot C_T$	$WTP \cdot WTA$
上級財 (+)	上級財 (+)	+/-	+/-	+/-	+/-
	中級財 (0)	-	+	+	+
	下級財 (-)	-	+	+	+
中級財 (0)	上級財 (+)	+	-	-	-
	中級財 (0)	0	0	0	0
	下級財 (-)	-	+	+	+
下級財 (-)	上級財 (+)	+	-	-	-
	中級財 (0)	+	-	-	-
	下級財 (-)	+/-	+/-	+/-	+/-

ロ・負のいずれの場合もありうる。ただし、財が上級・中級・下級財のいずれであるかは、その個人の所得との関連で決定されるものである。

次に、水質悪化防止のための WTP を見ると、 $WTP = -E_T$ であるから、この WTP に対する所得効果の符号条件は E_T の場合の逆となる。

また、同様の手続により水質悪化を受忍するための $WTA = -C_T$ についても符号条件は、それぞれ C_T は E_T に、 WTA は WTP に対応していることを確認することができる。

さらに、水質を q^0 から $q^1 (> q^0)$ に改善するために公共財供給を z_0 から z_1 に減少させる場合、水質改善を確得するための $WTP = C_T$ および水質改善を見逃すための $WTA = E_T$ についても、同様の手続により、水質悪化を防止するための WTP と同一の符号条件が得られる。

以上、本稿で明らかにした、税再配分における所得の効果について、第1表にまとめて示す。

注(1) この仮定をより詳しく述べれば、次のようになる。 M は家計の税込み所得であり、 $g(M)$ は生活補助を含めた所得の社会的再配分に関わる課税・補助関数を意味する。このとき、 $m = M - g(M)$ は社会的再配分後の所得であって、 $g(M) < M$ 、 $dg/dM > 0$ と仮定する。以後、本稿で所得という場合は、特別に断らない限り、この社会的再配分後の所得 m とする。

(2) この式の導出と意味についてはヨハンソン [3] の第 5 章と Freeman [23] の p. 79～80 を参照のこと。

(3) なお、水質改善の場合、現状の水質を q^0 、改善された水質を $q^1 (> q^0)$ とし、現状の公共財給付量を z^0 、水質改善のために減少した公共財給付量を $z^1 (< z^0)$ とすれば、水質改善のための $WTP = C$ 、改善を見のがすための $WTA = E$ である。

(4) C_T と C_s の場合も同様に、(2) 式と中間値の定理を用いれば

$$\begin{aligned} C_T - C_s &= e^*(p, q^1, z^0, u^0) - e^*(p, q^1, z^1, u^0) + z^0 - z^1 \\ &= \int_{z^1}^{z^0} (1 - \pi(p, q^1, z, u^0)) dz \\ &= (1 - \pi(p, q^1, z^*, u^0)) C_T \end{aligned}$$

なる z^* が区間 $[z^0, z^1]$ において存在する。したがって、 $\pi^* = \pi(p, q^1, z^*, u^0)$ としたとき、 $\pi(p, q^1, z^0, u^0) < \pi^* < \pi(p, q^1, z^1, u^0)$ の範囲内で $C_s = \pi^* \cdot C_T$ なる関係を得る。

つまり、平均仮想価格 π^* は、 C_s と C_T の比であり、 $\pi^* \geq 1 \iff C_T \leq C_s$ となる。

(5) $\pi^* < 1$ は、追加的可処分所得の限界効用が、追加的公共財の限界効用よりも平均して大きいことと同値である。

(6) Whitehead [39] は、水質が q_1 から $q_1^* (> q_1)$ に改善される場合、改善された水質の効用を基準として WTP を

$$S_1 = m[p, q_1, v(p, q_1^*, y)] - y$$

と定義した（ただし、本稿では略記してある。）しかしながら、改善された水質での所得は $y = m[p, q_1^*, v(p, q_1^*, y)]$ であり、効用水準 $v(p, q_1^*, y)$ を維持しつつ、環境水準が q_1 まで低下するならば、支出は $m[p, q_1, v(p, q_1^*, y)] > y$ まで増加しなければならない。つまり、消費者は、改善された水質を見逃すために、所得を増加させなければならないから、 S_1 は改善された環境を得るための WTP ではなく、それを見逃すための WTA であることがわかる。この WTA を本稿のノーティションで表せば、 $q^0 < q^1$ なる場合の E_s に相当する。

(7) Whitehead [39] を参考にして、 $u^1 = v(p, q^1, z^1, e^*(p, q^1, z^1, u^1))$ を u^1 で偏微分し整理すると $\partial e^* / \partial u^1 = 1 / (\partial v / \partial m^*)$ になるから、(10) 式の関係を得る。なお、 $e_{u^1}^* < 0$ （下付添え字は偏微分を示す）のとき、 q は上級財である。このとき、 $q^1 > q^0$ ならば、 $e_{u^1}^*(q^0, \cdot) > e_{u^1}^*(q^1, \cdot)$ となる。

3. CVM 調査の設計と実施

(1) 調査地域の概況

調査対象地域は、米国の南東部に位置するジョージア州ドーティ郡と北東部に位置するメイン州アールストック郡である。前者は人口 96,311 人（1990 年米

国センサス), 後者は86,936人(同)で, 両郡とも地方の小都市でありその周りには農業地帯が広がっている。ドーティ郡においては, 公共上水道の完備している地域も含めて, 100%の住民が何らかの形態で飲料用に地下水を利用している。ジョージア地質調査指標によれば, ドーティ郡で公的および私的に供給されている地下水の98%は, 硝酸塩について1リットル当たり10ミリグラムというEPAの最大含有基準を満たしている(Davis[19], Stuart *et al.*[34])。他方, アルーストック郡では, 83%の住民が飲料水の供給を地下水から受けている。メーン環境保護局の地下水水質調査指標によると, アルーストック郡で公的および私的に供給されている地下水の87%は, 硝酸塩について同基準を満たしている。

(2) 質問票の設計と仮想的住民投票

1) 質問票の概要

各質問票は三つの部分に分けられる。第1の部分では, 回答者の居住地域, 飲料水の供給主体, 地下水汚染やその他の公共的問題に対する関心や取り組みについて質問した。第2の部分では, 水質汚染について, 潜在的汚染源や硝酸塩の健康への影響等, 基本的知識に関する情報を中立的立場から提供して知識の平準化を図った後⁽¹⁾, 回答者はこのような知識を既に持っていたか否かについて質問した。次いで, 地下水の水質保全計画について詳しい説明をした後, 価値評価に関する質問が特別税か税再配分かのどちらかの支払形態でなされた。第3の部分では, 回答者の個人的情報, 性別, 年齢, 所得等を質問し, 最後ページには意見の自由記入欄を設けた。

ドーティ郡とアルーストック郡とでは, 地下水の汚染状況が異なるので, 現況の環境指標や地名・表紙等については, 両郡の質問票で異なる部分がある。その結果, 質問票は支払形態で2種類, 調査地域で2種類, 合計4種類を用意することになった⁽²⁾。

2) 仮想的住民投票による価値評価設問

価値評価に関する質問について, 特別税の場合には, 水質保全計画のために

特別税が課され、家計は他の財やサービスのために支出される可処分所得が減少することが説明された(付録 A 参照)。他方、税再配分の場合には、家計の可処分所得自体は変化しないが、家計から納税され他の公的サービスに使用されている税金が減少するために、公的サービスの水準が低下することが 3 度説明された⁽³⁾(付録 B 参照)。なお、削減される公共財の種類や程度を示せばこれに対する利害関係が新たなバイアスを生むと予測されるので、あえて具体的削減内容は示さなかった。

この評価質問においては、まず、二肢選択(DC)方式で、ある負担額の水質保全計画に対し賛成・反対のどちらの投票をするかを質問した(付録 A と B の間 16)。次に、自由金額回答(OE)方式で特別税あるいは税再配分の最高金額を質問した(付録 A と B の間 17)。そして、金額ゼロを回答した者にはその理由を質問した。

(3) CVM 調査の実施概要

調査対象の家計はメイン州アールストック郡から 1,050 人、ジョージア州ドーティ郡から 1,049 人が選挙人名簿と電話帳を元にして選ばれた。

調査期間は 1996 年 9 月から 1997 年 3 月までで、郵送法によって行われた。回収率を高めるために、メイン州ではメイン大学を、ジョージア州ではジョージア大学を調査主体として、質問票に協力依頼状や返信用封筒を同封した。

メイン州では最初の質問票が発送されて 1 週間後に、全ての調査世帯に対し最初の督促状が発送された。3 週間後には返信されていない全ての調査世帯に対して、再度質問票が送られた。さらに 1 カ月後にも、まだ返信されていない調査世帯に対し、同一の第 3 回目の質問票が送られた。第 3 回目の質問票の発送により 50% 以上の回収率を得たので、メイン州ではそれ以上の発送は行わなかった。他方、同様な手続きは、ジョージア州でも平行して行われたが、ジョージア州では第 3 回までの発送で回収率 50% を得ることが出来なかったため、督促状を再度郵送し、その後、第 4 回目の質問票も送付した。第 1～第 3 回目の質問票については、返信の有無を調べるために世帯ごとに識別番号を付けていたが、

最後の第4回目に関しては識別番号を付けなかった。

メイン州については1,050の調査票が郵送されたが、130は宛先不明であったために調整後の標本数は920となった。この中から486の調査票が返信されたので回収率は52.9%であった。同様にジョージア州については1,049の調査票が郵送されたが、262は宛先不明であったため調整後の標本数は787である。また、回収された質問票は417であり回収率は53.0%となった。以上のCVM調査の実施概要についてまとめると第2表のようになる。

注(1) まず、地下水ができる仕組みについて図を用いてA4用紙1枚程度で説明した。次いで、地域の水質汚染の概要およびその水準はEPAの基準内で比較的安全であることを説明した。また、地下水に含まれる硝酸塩が胎児および発ガン率に与える影響を説明し、あわせてこれらの知識を事前に持っていたか否かについて質問した。これらについてはA4用紙2枚程度の情報量である。

(2) さらに、DCの質問に対する提示額を8種類用意したので、厳密には32種類の質問票となった。

(3) 回答金額に応じて、公的サービスや特別税の場合には所得が減少することを明記することは、NOAAのCVパネルのガイドラインに従うものである。このような説明は、特に税再配分の場合、安易な高額回答を防止する機能を果たすため、重要である。

4. 結果と考察

(1) 特別税と税再配分による評価額の比較分析

特別税と税再配分の評価額の比較について、2の検討結果より帰無仮説・対立

第2表 CVM 調査の実施概要

対象地域	メイン州アールストック郡	ジョージア州ドーティ郡
調査方法	郵送法	郵送法
調査期間	1996年9月～1997年3月	1996年9月～1997年3月
標本数	1,050名	1,049名
有効発送数	920名	787名
有効回収数	486名	417名
回収率	52.9%	53.0%

仮説は次のように提示される。

$$[\text{仮説 I}] \quad H_0: WTP_S = WTP_T \quad H_a: WTP_S \neq WTP_T$$

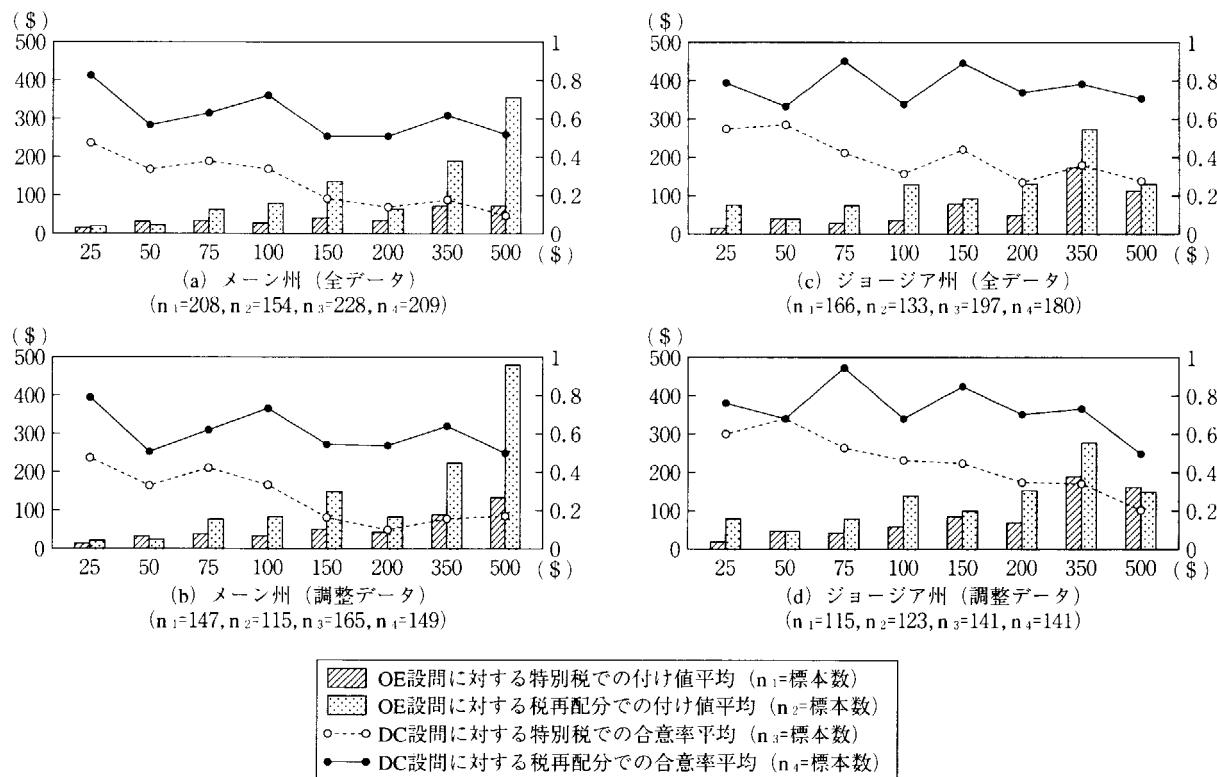
$$[\text{仮説 II}] \quad H_0: AR_S = AR_T \quad H_a: AR_S \neq AR_T$$

ただし、〔仮説 I〕は特別税と税再配分という支払形態は自由金額回答 (*OE*) 方式による付け値あるいは支払意志額 (*WTP*) に影響を与えない、〔仮説 II〕は特別税と税再配分という支払形態は二肢選択 (*DC*) 方式における合意率 (*AR*) に影響を与えないことを意味している。

1) 提示額による変化とバイアス

各提示額ごとに、*OE* 設問による付け値平均と *DC* 設問による合意率平均を第 2 図に示す。第 2 図(a)はメーン州で無効回答を除く全てのデータを使用した場合を示している。税再配分の付け値平均は特別税の付け値平均と比較して、50 ドルの提示額の場合を除き、高くなっている。合意率平均は、全ての提示額において税再配分の方が特別税よりも高くなっている。また、提示額の増加にしたがって、付け値平均は高くなり、合意率平均は低くなる傾向が読みとれる。このことは、*OE* 設問が *DC* 設問の後に来るため、提示額の影響を受けて *OE* による付け値が高くなったと思われる。このように質問票に記されている数字が回答金額に影響を与えることを、Herriges and Shogren [26] はアンカー効果 (anchoring effects), Farmer and Randall [22] は初期価格効果 (starting price effects) と呼んでおり、本調査でもそのような影響が現れたと考えられる。

第 2 図(b)は、第 2 図(a)のデータから抵抗回答 (protest bids) と一貫性のない回答を除いたものであるが、傾向は第 2 図(a)とほぼ同じである。ここで、(ア) 抵抗回答と (イ) 一貫性のない回答について説明しておこう。(ア) *DC* 設問に続く設問において、「0 ドル」と答えた回答者にはその理由が質問され、経済的理由以外の理由から 0 ドルと回答した場合には抵抗回答と見なした。(イ) *DC* 設問の提示額に対し、「Yes」と答えながら *OE* 設問ではその提示額よりも低い金額を記入する回答があった。あるいは、*OE* 設問で 0 ドルより大きい金額を回答したものは、これに続く「0 ドル」回答の理由設問を飛ばすように指示されているにもかかわらず、「このような計画は不必要である」と答える者も



第2図 特別税と税再配分との比較

いた。本調査では、このような回答は一貫性のない回答と見なした。このような一貫性のない回答をする理由については、回答者は真の WTP の大きさに拘わらず提示額を受け入れてしまう傾向があるという Yea-saying バイアス (Boyle *et al.* [13], Holmes and Kramer [27]) からの説明がある。

ジョージア州の結果については、第 2 図(c)と第 2 図(d)で示してある。提示額 50 ドルと 500 ドルの場合の付け値平均を除いて、税再配分による付け値平均と合意率平均は全て特別税によるそれを上回っている。また、提示額とともに付け値平均は高くなり合意率平均は低くなる傾向も、メイン州の場合と同様である。

2) 分析結果

まず、支払形態の差異は、自由金額回答 (OE) 方式による付け値に影響を与えないという〔仮説 I〕に関する検定を行う。第 3 表は、OE 設問から得られた付け値について、提示額ごとに区分しないで、特別税と税再配分を比較したものである。全てのデータを使用した場合、メイン州の付け値平均は、特別税のとき 40.3 ドル、税再配分のとき 109.1 ドルであり、ジョージア州では特別税のとき 64.9 ドル、税再配分のとき 113.7 ドルであった。ここで、2 組の付け値について等分散の条件を必要としない Welch 検定を行えば、母平均の差に関する近似的 t 値はメイン州で 3.35、ジョージア州で 2.76 となり、有意水準 1% で〔仮説 I〕が棄却された。したがって、全データを使用した場合、付け値は税再配分の方が特別税よりも高いと言えた。また、抵抗回答と一貫性のないデータを除いた場合についても同様に Welch 検定を行った結果、メイン州では有意水準 1% で〔仮説 I〕が棄却されたが、ジョージア州では有意水準が 20% とな

第 3 表 特別税と税再配分における付け値平均の比較 (Welch 検定)

		特別税			税再配分			近似的 t 値
		平均	標準偏差	N	平均	標準偏差	N	
全データ	メイン州	40.27	(79.73)	208	109.1	(244.5)	154	3.353***
	ジョージア州	64.85	(124.8)	166	113.7	(167.8)	133	2.761***
調整データ	メイン州	55.88	(89.96)	147	137.8	(271.7)	115	3.089***
	ジョージア州	91.17	(141.6)	115	122.9	(171.2)	123	1.534

注. ***は 1% の有意水準を示す。

り、〔仮説Ⅰ〕は棄却されなかった。

次に、支払形態の差異は合意率 (*AR*) に影響を与えないという〔仮説Ⅱ〕に関する検定を行う。第4表は、Yes/Noの回答について、Yesは1、Noは0とし、提示額ごとに区分しないで、平均と標準偏差を求め、特別税と税再配分を比較したものである。全データを使用した場合、メイン州の合意率平均は、特別税のとき0.254、税再配分のとき0.644であり、ジョージア州では特別税のとき0.416、税再配分のとき0.767となっている。ここで、2組の母比率の差に関する正規分布検定を行えば、*z* 値はメイン州で5.53、ジョージア州で6.69となるから、有意水準1%で〔仮説Ⅱ〕が棄却された。また、抵抗回答と一貫性のないデータを除いた場合についても同様の検定を行った結果、メイン州、ジョージア州とも有意水準1%で〔仮説Ⅱ〕が棄却された。したがって、いずれの場合でもメイン州、ジョージア州とも合意率は税再配分の方が特別税よりも高いことが言えた。

以上の結果から、提示額によっては特別税と税再配分との差異が殆ど見られなかったところもあったが、傾向的には、税再配分は特別税よりも大きな評価額をもたらすと結論づけてもよいと考える。そして、この結論は2による予測と一致している⁽¹⁾。

(2) 推計モデルによる比較分析

1) トービットモデルの適用

一般に、*OE* 設問では多くの人々が0ドルと回答することがよくある。本研究の

第4表 特別税と税再配分における合意率平均の比較

		特別税			税再配分			<i>z</i> 値
		平均	標準偏差	N	平均	標準偏差	N	
全データ	メイン州	0.2544	(0.4556)	228	0.6443	(0.4871)	209	5.530***
	ジョージア州	0.4162	(0.4941)	197	0.7667	(0.4241)	180	6.692***
調整データ	メイン州	0.2909	(0.4556)	165	0.6443	(0.4871)	149	7.835***
	ジョージア州	0.5035	(0.5018)	141	0.8014	(0.4003)	141	7.426***

注. 第3表に同じ。

場合でも、後述のように、標本の 25% 以上は支払意志額(*WTP*)が 0 ドルであると回答している⁽²⁾。この理由としては、水質保全計画にそもそも価値を認めない人がいるという以外に、地下水保全のために、農業や家畜飼養頭数が制限されることに反対の農家もいるからである。そのような農家の *WTP* は 0 ドル以下と考えられるが、自由回答金額は通常 0 ドルとしか記入しないため、観察された 0 ドル回答の中には、0 ドル以下の回答も含まれている可能性がある。したがって、そのようなデータが多く含まれると推定結果にバイアスが生じることになる。このような性質のあるデータを一般にセンサーされたデータ(*Censored Data*)とよぶ。この種の問題を解決するために開発された方法がトービットモデルであり、本研究ではこれを用いて *OE-CVM* の評価額を次に示す説明変数によって分析する⁽³⁾。

2) 説明変数

推計モデルに使用した説明変数と推定係数の期待される符号条件、それらの平均値と標準偏差については、第 5 表に示す。説明変数の選択については、AIC (赤池情報基準量) により、モデルの適合性とモデル間の比較可能性を考慮して行なった⁽⁴⁾。

LINCOME は前年の家計所得の対数である。水質が上級財とすれば、特別税の場合 (10) 式よりその推定係数は正と期待される。他方、税再配分の場合 (12) 式より所得効果は正負いずれにもなりうるが所得の推定係数は統計的に有意にならないという可能性が高い。

PROG は水質保全計画が実施された場合、安全な地下水が供給されるという計画の確実性に関する回答者の主観的確率に対応した説明変数であり、*WTPROG* は水質保全計画が無い場合でも安全な地下水が供給されるという主観的確率に対応した説明変数である。水質保全計画はあった方がより安全と回答者が判断し、そのためにより多く支払ってよいと考えれば *PROG* の推定係数は正になる。他方、保全計画は無くても安全と考える程度が大きいほど、保全計画への支払額は少なくなると期待されるから *WTPROG* の推定係数は負と期待される。

SAFWAT は各世帯における現状の水質の安全性に関する主観的評価である。

第5表 説明変数と期待される符号条件¹⁾

説明変数	期待される符号条件		平均値 ²⁾	標準偏差 ²⁾
	特別税	税再配分		
<i>T</i> : 提示額	+	+	171	145
<i>LINCOME</i> : 家計の税込み所得の対数	+	+/-	10.3 ³⁾	0.800 ³⁾
<i>PROG</i> : 水質保全計画による安全な 地下水供給の主観的確率 (%)	+	+	68.7	23.8
<i>WTPROG</i> : 水質保全計画がない場合の 安全性に対する主観的確率 (%)	-	-	52.6	24.3
<i>SAFWAT</i> : 現状での水質安全性に対する 評価 (%)	-	-	75.0	40.5
<i>BEQUEST</i> : 将来世代の地下水安全性に対する 関心 (5段階評価)	+	+	3.93	1.20
<i>STATE</i> : 居住地域 (1=メーン州, 0=ジョージア州)	?	?	0.568	0.496
<i>GENDER</i> : 性別 (1=男性, 0=女性)	?	?	0.647	0.479

注. 1) これらのデータはメーン州とジョージア州を合わせたものである。

2) ここに示した平均値、標準偏差はモデル1の場合であるが、モデル2の場合でもそれほど大きな違いはない。

3) 所得の平均値および標準偏差は、各々 39,273 ドル、25,568 ドルである。

両調査地域とも自家用井戸をもつ家計を含め、地区によって水源が異なっているため、家計間における *SAFWAT* の差異は、このような状況を反映していると考えられる。もし、将来の水質が現状の水質と関連づけて評価されるとき、現状が安全であれば将来も安全と考えるならば、その推定係数の符号は負となる。これら、*PROG*、*WTPROG* および *SAFWAT* の主観的確率や評価は、0% から100% まで、10% ごとに数値を記入した数直線上に×印を付けてもらい、これを読み取って求めた。

T は提示額を示す説明変数であるが、通常、トービットモデルは *T* を必要としない。しかしながら、2 で検討したように、*OE-CVM* における付け値は *DC-CVM* の提示額から正の影響を受けていることが見て取れるので、*T* を加え、その推定係数は正の符号を持つことが期待される。

次に、回答者の属性に関する説明変数を見ていこう。*BEQUEST* は、同じ郡内の将来世代の人々に安全な地下水を残すことについての関心の程度であり、

＜5＝関心が高い，4＝関心がある，3＝少し関心がある，2＝あまり関心がない，1＝無関心＞となっている。将来世代に安全な地下水を残すことについての関心が高いほど，回答者はより多く支払ってもよいと考えるであろうから，推定係数は正と期待される。

STATEは調査地域の差異を示すダミー変数＜1＝メーン州，0＝ジョージア州＞である。居住地域に関する効果は，既に住民の所得，職業，水質保全への対処方法などとして調査票に現れ，いくつかの項目については付け値関数の説明変数として取り込まれている。したがって，**STATE**は付け値関数に取り込まれなかった地域間差異の効果を示す変数であるが，先験的に符号は決定しがたい。**GENDER**は回答者の性別を示すダミー変数＜1＝男性，0＝女性＞であるが，性差の効果は先験的には明らかではないので，推定係数の符号は正負いずれの可能性もある。

3) 推計結果

無記入の項目のあるデータを除いて，メーン州とジョージア州のデータをプールして推計を行い，その結果を第6表に示す。

特別税と税再配分における推計結果は各々モデル1とモデル2に示した。モデル1の **LINCOME** の推定係数は正であって1%水準でゼロと有意差を持つ。このことは，期待された符号条件と合致している。他方，モデル2における推定係数の *t* 値は -0.04372 であって統計的にゼロと有意な差を示さなかった。この推計結果は，2で論じたように，税再配分における支払意志額に対する所得の効果は，評価対象の財が上級財であるとき正・負の両符号を取りうるが，統計的には有意な値を示さない可能性がより高いと予測した結果と一致している。

モデル1，2とも **PROG** および **WTPROG** の推計係数は各々正と負の符号条件を満たし，かつ1%水準でゼロと有意差を持つ。このことは，回答者の計画実施に対する信頼性が **WTP** を高め，現状のままだでも安全な水質が供給されることへの確信が強いほど **WTP** を低めるという，将来の水質に対する評価が，付け値に強く影響を与えていることを示すものである。**SAFWAT**については，モデル1で符号は負となっているが，統計的に有意な水準ではない。また，モデル2で

第6表 特別税と税再配分における計測結果の比較

変 数	特別税 モデル 1	税再配分 モデル 2
LINCOME	31.50 (2.930)***	-0.9274 (-0.04372)
PROG	1.610 (3.828)***	4.261 (4.738)***
WTPROG	-2.420 (-5.985)***	-2.990 (-3.548)***
SAFWAT	-0.03480 (-0.1876)	-1.804 (-2.278)**
T	0.2994 (5.712)***	0.4943 (5.008)***
BEQUEST	30.32 (2.993)***	36.60 (2.870)***
STATE	-27.21 (-1.687)	35.30 (1.056)
GENDER	14.04 (0.8480)	18.45 (0.4845)
Constant	-398.6 (-3.501)***	-185.5 (-0.8111)
σ	111.9 (18.43)***	208.6 (16.58)***
N	241	208
AIC	9.037	9.550
正の目的変数 (%)	178 (73.9)	148 (71.1)
平均値 (\$)	43.6	79.6

注(1) 括弧内の数値は t 値を示す。

(2) ***と**はそれぞれ1%と5%の有意水準を示す。

(3) AIC は赤池情報基準量である。

は有意水準5%で負の符号となっている。また、モデル1, 2とも T は、各々期待された正の符号を持ち、かつその t 値は統計的に1%水準でゼロと有意差を持った。

属性を示す説明変数については、将来世代の地下水の安全性に関する **BEQUEST**

がモデル 1 と 2 とともに期待された正の符号条件を満たし、統計的に 1 % 水準でゼロと有意差を持った。他方、州の差異を示す *STATE* と性差を示す *GENDER* とも統計的には有意な値を示さなかった⁽⁵⁾。

以上のように、推定係数の符号条件については、*SAFWAT* だけを除き、期待された符号条件が明確な 4 説明変数において、特別税と税再配分の両者同時に有意水準 1 % で一致した。特に、所得の推定係数は、特別税で有意水準 1 % で正であり、税再配分ではそうではなかったことから、理論モデルの正しさが実証的に確認されたと言って良いであろう。なお、これらの推計結果は、回答者が安易にアンケートに答えては得られないものであるから、調査が適切に行われたという、調査自体の適切性に対する事後的評価を意味するものである。

(3) 考 察

次に、これらの推定結果についての政策的意味について考察する。EPA の資料によると、飲料水供給施設の新設・更新のために今後 20 年間に米国全体で 1,384 億ドル (95 年の現在価値) が必要であるという (U. S. EPA [37])。その内、飲料水用に河川水と地下水を処理するために総予算の 26 % である 362 億ドルが必要であり、その半分以上の 202 億ドルが健康被害をもたらす有害物質の除去費用である。この除去費用を、90 年米国センサス統計の全米 91,993,582 総世帯数を用いて 1,000 世帯当たりの費用になおすと 291,580 ドルになる。他方、地下水の保全価値は特別税で評価した場合、モデル 1 で 43.6 ドル/世帯年である。本調査では 10 年間この金額を支払い続けると仮定しているので、仮に年割引率 4 % を用いて 10 年間支払い続けた場合の 1,000 世帯当たり支払意志額を求めると、モデル 1 では 353,635 ドルとなる⁽⁶⁾。これは為替レートにもよるが、1 ドル = 130 円で日本円に換算すれば 4.6 億円であり、3 万世帯が 10 年間支払うとすれば約 138 億円の評価額となる。本調査のような人口 10 万人、世帯数 3 万程度の中規模の郡では、その多くが地下水を飲料用・水道水として利用しており、住民の安全な飲料水を地下水から得るための金額が、そのための施設の新設・更新費用とほぼ等しくなったといえよう。逆に言えば、EPA が推計した安全な飲料水を

供給するための費用は、ほぼ国民負担の了解を得られる費用であると思われる。

さらに、税再配分に関するモデル2より、79.6ドル/世帯年の平均評価額を得ているから、1,000世帯10年の現在価値を同様にして求めると645,627ドルとなる。この金額は、税金の再配分によって地下水汚染防止のために支出してもよいと消費者が考える上限であると解釈できる。他方、EPAが推計した飲料水の汚染物質除去費用は、この金額の45.2%に過ぎないから、税再配分で安全な飲料水供給の事業を行うとすれば、十分に国民の合意が得られる事業費であると考えられる⁽⁷⁾。

注(1) 税再配分による評価額が大きくなる傾向があることについて、「自分の懐が痛まないから」という説明があるかも知れない。しかし、この説明は公共財が過剰供給されていることの言い換えであろう。

(2) 後述の特別税のモデル1では標本の25.8%が、税再配分のモデル2では28.6%が、支払意欲額を0ドルと回答している。

(3) 将来の地下水の供給が不確実であるとき、その供給を確実なものとするためのWTPはオプション価格とよばれる。その意味で、本稿の評価額はオプション価格であるが、この意味での厳密な検討と符号条件の分析は、矢部ほか[10]を参照されたい。

(4) この推計モデルに使用しなかった説明変数として、次のものがある。まず、回答者が農家であるか否かによっても付け値に影響を与えと考え、農家・非農家を区別するダミー変数を入れて推計したが、適合率の向上にはほとんど影響を与えなかったので、計測モデルからは削除した。

また、地下水に含まれる硝酸塩が発ガン率に与える影響、および胎児に与える影響について、事前にこの知識を持っていたか否かによって、それぞれダミー変数をつくり推計したが、これらもほとんど影響を与えなかったので計測モデルから削除した。

(5) 第2表、第3表で見るとジョージア州の方がメーン州よりも付け値および合意率とも高くなっている。他方、推計結果を見ると、州の差異を示すSTATEの推計係数は有意でなく、しかもモデル1ではマイナス、モデル2ではプラスとなっている。したがって両州の見かけ上の差異は、推計モデルで使用した諸説明変数における値の差異の総合的結果として生じたと推測される。

(6) 現在価値は $1,000 \times 43.6 \times ((1 + 0.04)^{10} - 1) / 0.04 = 353,635$ として計算した。ただし、47%のアンケートの非回答者についても、同じWTPを持っていると仮定している。もし、非回答者のWTPは0ドルであるとすれば、1,000世帯当たりの評価額はほぼ半分になる。

(7) 我が国における既往研究との比較をすれば、次のようになる。飲料水リスク削減の便益を評価した山本・岡〔8〕によれば、水道水からトリハロメタンを除去する家庭用浄水器の購入価格で水質安全性の価値を評価した。その評価額は 33,000 円であるが、耐用年数を 10 年としているので、仮に割引率 4 % を用いて現在価値に換算すれば 4,069 円/世帯年となり、本研究の特別税による評価額とも近い。フリー・ライダー問題を回避するためにこの研究では浄水器の購入価格で評価を行っており、また、水の利用価値を厳密に評価する意味でもこの支払形態の採用は示唆に富むと言えるであろう。他方、本研究の場合は将来世代も恩恵を受ける地下水の保全計画の費用で評価しているので、評価額は利用価値と非利用価値を併せた価値となる点が異なっている。

そこで、水の利用価値＋非利用価値を評価した吉田〔6〕の研究を見よう。この研究では、水道水の質だけでなく量の確保のためにも重要な水源林保全のための WTP を水道料金の値上げ額で評価している。横浜市の住民を対象とした場合その価値は平均で年間 3,210 円となり、これに横浜市の世帯数を乗じると年間約 36 億円となった。また、東京都の多摩水系の場合では年間 4,572 円、世帯数を乗じると年間 38 億円、混合水系の場合では年間 6,168 円、世帯数を乗じると年間約 298 億円となった。他方、米国での地下水保全価値を特別税で評価した場合、世帯当たり年間 43.6 ドル×130 円/ドル＝5,668 円であるから、ほぼ日米で同等の金額となり、興味深い結果と言えるであろう。

次に、飲料水よりはむしろレクリエーション用に水の価値を評価した Takeuchi and Ueta〔36〕を見ると、四万十川全体の水質改善（BOD で 1 ppm 前後から 0.5 ppm 前後への改善）による価値が、1 世帯当たり平均 WTP で 14,611 円と推計した。この研究は、NOAA パネルのガイドラインを考慮して面接調査を行った数少ない CVM 研究といえよう。回答者は京都と東京の住民であるから、直接高知県に出向く機会は少ないと考えられるので、その評価額は主として清流を将来に残すことに対する非利用価値と考えられる。この研究では比較的高額な評価額を得ているが、その理由の一つとして、四万十川自体の価値よりも、むしろ日本の清流を将来に残すための価値が四万十川に代表されて評価されたのではないかと推察される。

5. 結 語

本研究では特別税と税再配分とについて、両者の評価額の差異と、環境悪化の場合における両者の所得効果の差異を中心に検討してきた。まず、両者の評価額は理論的に一致する保証がないことを明らかにした。しかしながら、差異の程度が数パーセント程度であれば、両者は異なるときでも評価額推計におい

ては近似的に使用してもよいと考えられる。したがって、その差異の程度を知る必要があるが、この理論モデルでは差異の範囲までしか明らかにしていない。そこで、実証分析を行った結果、*OE-CVM*による付け値平均では税再配分の方が特別税よりも統計的に有意な水準で2倍程度大きかったことを明らかにした。さらに、この結果は本稿の理論分析より、公共財は過剰に供給されているという、消費者の認識をも表していると解釈できる。

次に、特別税の評価額における所得の効果は、環境悪化の場合でも水質が上級財であれば正であることを明らかにしたが、実証分析の結果も、有意水準1%で期待された符号条件と一致した。他方、税再配分の評価額における所得効果については、水質と公共財がそれぞれ上級・中級・下級財という組み合わせに応じて符号条件が異なることを理論モデルより明らかにした。特に、水質と公共財が両者とも上級財の場合については、水質改善と公共財減少の効果は相殺するように影響するため、理論的符号条件は正・ゼロ・負のいずれにもなりうることを示した。しかしながら、その場合でも両効果は相殺するという条件を導出しているので、実証分析の推計結果としては、所得の推定係数は統計的に有意でないという可能性が高いことを予測したが、果たして推定結果はその通りであった。このことは、特別税の場合と異なって、高所得者が必ずしも高い税再配分評価額を示すとは限らないことを意味している。以上のような手続きを通して、両支払形態は使い分けねばならないことを明らかにした。

残された課題としては、税再配分と従来型支払形態とをいかに補完しつつ使い分けていくのか、同じ質問票で両支払形態を用いて質問すればいかなるバイアスが生じるのか等が挙げられる。このような残された課題はあるものの、税再配分の*CVM*適用に関する研究は、環境価値評価に留まらず、高齢化社会の到来を間近にして政府の効率的公共サービスのあり方を考える上でも、今後、一層の重要性が増すと予想され、研究の進展が期待される。

付録 金額評価設問

付録 A. 特別税による評価設問

問 16. 仮に、潜在的な硝酸塩汚染から地下水を守るために、関連する個人や団体に対し技術的・経済的支援を行う計画が次の選挙で提案されたとします。その計画の資金のために、今後 10 年間、毎年世帯当たり $***^{(1)}$ ドルを負担する特別税が課されるならば、あなたはそのような計画に賛成しますか（一つの数字に○を付けてください）。

- 1 Yes—私はその計画に賛成の投票をします。
- 2 No —私はその計画に反対の投票をします。

問 17. あなたが問 16 で Yes の投票をしたならば、費用がもっと高くてもその計画に賛成投票をしたかもしれません。あなたが問 16 で No の投票をしたときでも、費用がより少なければ投票は Yes に変わっていたかもしれません（その場合、賛成投票のためには計画の費用がゼロ（\$ 0）ということもあります）。この計画のためにあなたの家計が今後 10 年間毎年負担してもよいと考える費用について、反対投票に変わる直前の、特別税の最高金額はいくらですか。下記の空欄にその金額を記入してください（空白に記入してください）。

その特別税の最高金額が、今後 10 年間、毎年世帯当たり _____ ドルまでであれば、私はその計画に賛成の投票をします。

付録 B. 税再配分による評価設問

問 16. 仮に、潜在的な硝酸塩汚染から地下水を守るために、関連する個人や団体に対し技術的・経済的支援を行うための計画が次の選挙で提案されたとします。その計画の資金のために、あなたの家計の税金から他の公的サービスに使用されるはずの金額が $***^{(2)}$ ドルだけ減少するならば、あなたはその

ような計画に賛成しますか⁽³⁾ (一つの数字に○を付けてください)。

1 Yes—私はその計画に賛成の投票をします。

2 No —私はその計画に反対の投票をします。

問 17. あなたが問 16 で Yes の投票をしたならば、費用がもっと高くてもその計画に賛成投票をしたかもしれません。あなたが問 16 で No の投票をしたときでも、費用がより少なければ投票は Yes に変わっていたかもしれません (その場合、賛成投票のためには計画の費用がゼロ (\$ 0) ということもあります)。他の公共サービスに向けられていたあなたの家計の税金について、反対投票に変わる直前の、再配分してもよいと考える **最高金額**はいくらですか。下記の空欄にその金額を記入して下さい (空白に記入して下さい)。

私の家計の税金について、他の公共サービスからその計画のために再配分される金額の最高額が年間_____ドルまでであれば、私はその計画に賛成の投票をします。

注(1) この***には、25, 50, 75, 100, 150, 200, 350, 500 のいずれかの数字が記入されている。

(2) 注(1)に同じ。

(3) この部分には10年間費用負担するという文言が書かれていないが、この前段の計画を説明した部分では、「投票者によってこの計画が是認されるならば、税金再配分計画を含むこの計画は10年間に限り有効である」と明記されている。

〔引用文献〕

- 〔1〕 茅野甚治郎「農業農村整備事業の条件付評価法(CVM)による数量化」(全国農業構造改善協会『土地改良長期計画総合評価に関する調査報告書』, 1993年), 23~61ページ。
- 〔2〕 藤本高志『農がはぐくむ環境の経済評価』(農林統計協会, 1998年)。
- 〔3〕 ヨハンソン, P.-O. 著・嘉田良平監訳『環境評価の経済学』(多賀出版, 1994年)

- (P.-O. Johansson, *The Economic Theory and Measurement of Environmental Benefits*, Cambridge University Press, 1987)。
- [4] 栗山浩一『公共事業と環境の価値——CVM ガイドブック——』（築地書館, 1997 年）。
- [5] 佐藤博樹・矢部光保・山村悦夫「家庭系一般廃棄物自家処理サービスの経済評価——2 段階 DCCVM の北海道北見市への適用——」『地域学研究』第 28 卷（投稿中）。
- [6] 吉田謙太郎「CVM による水道水源林の経済評価——横浜市と東京都の事例——」（『水利科学』237, 1997 年）, 23～54 ページ。
- [7] 吉田謙太郎・木下順子・合田素行「CVM による全国農林地の公益的機能評価」（『農業総合研究』第 51 卷第 1 号, 1997 年）, 1～57 ページ。
- [8] 山本秀一・岡敏弘「飲料水リスク削減に対する支払意思調査に基づいた統計的生命の価値の推定」（『環境科学会誌』第 7 卷第 4 号, 1994 年）, 289～301 ページ。
- [9] 矢部光保「コンティンジェント評価法における前提条件の考察——権利想定と価格的评价——」（『農業総合研究』第 49 卷第 1 号, 1995 年）, 1～40 ページ。
- [10] 矢部光保・ジョン C. バークストローム・ケビン J. ボイル「税再配分方式におけるオプション価格の推計」（未定稿）
- [11] Arrow, K., R. Solow, P. Portney, E. Learner, R. Rander, and H. Schuman, "Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation," *Federal Register*, 58 (10), 1993, pp. 4601-4614.
- [12] Bergstrom, J. C., and J. H. Dorfman, "Commodity Information and Willingness-to-Pay for Groundwater Quality Protection," *Review of Agricultural Economics*, 16, 1994, pp. 413-425.
- [13] Boyle, K. J., H. F. MacDonald, H. Cheng, and D. W. McCollum, "Bid Design and Yea Saying in Single-Bounded Dichotomous-Choice Question," W-133 Annual meeting, 1996.
- [14] Boyle, K. J., G. L. Poe, and J. C. Bergstrom, "What Do We Know About Groundwater Values? Preliminary Implication from a Meta Analysis of Contingent

- Valuation Studies," *American Journal of Agricultural Economics*, 76, 1994, pp. 1055-1061.
- [15] Brookshire, D. S., A. Randall, and J. R. Stoll, "Valuing Increments and Decrements in Natural Resource Service Flows," *American Journal of Agricultural Economics*, 62(39), 1980, pp. 478-488.
- [16] Cameron, T. A., "A New Paradigm for Valuing Non-marketing Goods Using Referendum Data : Maximum Likelihood Estimation by Censored Logistic Regression," *Journal of Environmental Economics and Management*, 15, 1988, pp. 355-379.
- [17] Crutchfield, S. R., P. M. Feather, D. R. Hellerstein, "The Benefits of Protecting Rural Water Quality : An Empirical Analysis," *Agricultural Economic Report* No. 701, USDA, 1995.
- [18] Cummings, R. G., D. S. Brookshire, and W. D. Schultz ed., *Valuing Environmental Goods : An Assessment of the Contingent Valuation Method*, Rowman & Allanheld Publishers, 1986.
- [19] Davis, K. R., *Ground-Water Quality in Georgia for 1998*, Georgia Department of Natural Resources, Environmental Protection Division, Georgia Geologic Survey, 1990, Atlanta.
- [20] Edwards, S. F., "Option Prices for Groundwater Protection," *Journal of Environmental Economics and Management*, 15, 1988, pp. 475-487.
- [21] ERS/USDA, Agriculture and Water Quality, 1997.
- [22] Farmer, M. C. and A. Randall, "Referendum Voting Strategies and Implication for Follow up Open-Ended Responses," Presented paper at W-133 Annual Meeting, 1996 March.
- [23] Freeman, III A. M., *The Measurement of Environmental and Resource Value : Theory and Methods*, Resources for the Future, Washington, D. C., 1992.
- [24] Greenley, D. A., R. G. Walsh, and R. A. Young, "Option Value : Empirical Evidence from a Case Study of Recreation and Water Quality," *Quarterly*

- Journal of Economics*, 96(4), 1981, pp. 657-672.
- [25] Hanemann, M. K., "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses," *American Journal of Agricultural Economics*, 66, 1984, pp. 332-341.
 - [26] Herriges, J. A. and J. F. Shogren, "Starting Point Bias in Dichotomous Choice Valuation with Follow-up Questioning," *Journal of Environmental Economics and Management*, 30(1), 1996, pp. 112-131.
 - [27] Holmes, T. P. and R. A. Kramer, "An Independent Sample Test of Yea-saying and Starting Point Bias in Dichotomous-Choice Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 29, 1995, pp. 121-132.
 - [28] Jordan, J. L. and A. H. Elnagheeb, "Willingness to Pay for Improvement in Drinking Water Quality," *Water Resources Research*, 29(2), 1993, pp. 237-245.
 - [29] McConnell, K. E., "Models for Referendum Data : The Structure of Discrete Choice Models for Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, 1990, pp. 19-34.
 - [30] Mitchell, R. C. and R. T. Carson, *Using Surveys to Value Public Goods : The Contingent Valuation Method*, Resources for the Future, Washington D.C., 1989.
 - [31] Rowe, R. D., R. C. d'Arge, and D. S. Brookshire, "An Experiment on the Economic Value of Visibility," *Journal of Environmental Economics and Management*, 7, 1980, pp. 1-19.
 - [32] Powell, F. R., "The Value of Ground Water Protection : Measurement by Willingness-to-Pay Information, and Its Utilization by Local Government Decision-makers," Unpublished dissertation, Cornell University, 1991.
 - [33] Shultz, S. D. and B. E. Lindsay, "The Willingness to Pay for Ground Water Protection," *Water Resources Research*, 26(9), 1990, pp. 1869-1875.
 - [34] Stuart, M. A., F. J. Rich, and G. A. Bishop, "Survey of Nitrate Contamination in Shallow Domestic Drinking Water Wells of Inner Coastal Plain of Georgia,"

Ground Water, 33(2), 1995, pp. 284-290.

- [35] Sun, H., J. C. Bergstrom, and J. H. Dorfman, "Estimating the Benefit of Groundwater Contamination Control," *Southern Journal of Agricultural Economics*, 1992, pp. 63-71.
- [36] Takeuchi, K. and K. Ueta "Another Scope Test on Nonuse Value of the Shimanto River, Japan," Working Paper No. 39, Faculty of Economics, Kyoto University, 1996.
- [37] United States Environmental Protection Agency, "Drinking Water Infrastructure Needs Survey : First Report to Congress", EPA, 1997.
- [38] United State Environmental Protection Agency, *The Quality of Our Nation's Water : 1994, National Water Quality Inventory Report to Congress*, pp. 30-31.
- [39] Whitehead, J. C., "Willingness to Pay for Quality Improvements : Comparative Statics and Interpretation of Contingent Valuation Results," *Land Economics*, 71(2), 1995, pp. 207-215.
- [40] Williams, W. M. *et al.*, *Pesticides in Ground Water Data Base-1988 : Interim Report*, 1988.

〔付 記〕

本研究は、1995年8月から1997年8月まで米国ジョージア大学で行なわれた長期在外研究の成果の一部であるとともに、とりまとめにおいては、総合的開発研究「農林水産業および農林水産貿易と資源・環境に関する総合研究」からも予算的支援を受けた。当所、田畑保農業構造部長と合田素行室長からは、本在外研究に不可欠のご援助と論文作成における有益なコメントを頂いた。また、伊藤順一主任研究官からは、本稿全般にわたる詳細な検討と貴重なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。

〔要 旨〕

税再配分と特別税による *CVM* 評価額の比較

—— 米国における地下水の保全価値への適用 ——

矢部光保, ジョン C. バーグストローム, ケビン J. ボイル

コンティンジェント評価法 (*CVM*) による評価額には様々なバイアスが伴うが、その原因の一つとして税金や入場料等の支払形態の差異が挙げられる。そこで、本研究では、政策財源として最も一般的な税再配分と *CVM* で従来から用いられてきた特別税とを理論的・実証的に比較し、税再配分という支払形態による評価額を *CVM* で利用するための条件を明らかにした。

まず、実証分析の背景となる米国の飲料用地下水利用について概観すれば、米国では人口の51%が地下水を飲料水として利用しており、地方に行くほどこの割合は高くなる。1988年から90年にかけて米国環境保護庁 (EPA) が行った全米50州の調査では、公共井戸の10.4%、個人井戸の4.2%から農薬が検出されており、有害物質を含む地下水の利用者は450万人に上ると推定されている。このような社会的背景のもと、地下水保全計画を適切に行うために、その保全価値を *CVM* で評価する研究が多数行われている。本研究の場合には、調査対象地を米国東部のジョージア州と北東部のメーン州における農村地帯とその中核都市とした。

分析の手続きとしては、税再配分と特別税を理論的側面から比較し、追加的可処分所得の限界効用のほうが追加的公共財の限界効用より平均して大きいとき、税再配分の評価額が特別税それよりも大きくなることを明らかにした。また、所得の効果は環境悪化防止のための特別税の場合にも正であるが、税再配分の場合には、環境財と公共財が上級・中級・下級財の組み合わせに応じて符号条件が異なることを導いた。

実証分析からは、地下水の保全価値について、有意水準1%で税再配分による評価額は特別税のそれよりも約2倍大きな値が得られた。このことは、本稿の理論分析より、公共財は過剰に供給されているという、消費者の認識をも表していると解釈できる。また、税再配分の付け値関数においては所得の効果は正ではなく、理論モデルから予測されたとおりの結果が得られた。このことは、特別税の場合と異なって高所得でも税再配分の評価額は、必ずしも大きくならないことを意味する。なお、特別税による評価額は、EPAが今後20年をかけて上水道の新設・更新のために、1世帯当たり汚染物質除去費用として算出した金額とほぼ同額の44ドルであり、税再配分では80ドルであるから、このEPAの計画は米国民の合意を得られる費用と考えられる。